فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
شماره دوازدهم
زمستان ۱۳۹۰

اثر مستقیم و غیر مستقیم توسعه مالی بر رشد اقتصادی ایران

فاطمه شمس‌الاحرار فرد[۱]
اسفندیار جهانگرد[۲]

تاریخ دریافت: ۹۰/۶/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۰/۸/۱۵

چکیده

نوشتارهایی که در آنها رابطه بین نظام مالی و رشد اقتصادی مورد بحث قرار می گیرد به دو گروه متمایز تقسیم می گردند، آزادسازی مالی و سرکوب مالی. درنوشتارهایی که از آزادسازی مالی حمایت می گردد پول یا نظام مالی باعث رشد اقتصادی در یک کشور می گردد، در حالی که در نوشتارهایی که از سرکوب مالی حمایت می گردد پول یا نظام مالی یک مانع در نظر گرفته می شود. یافته های نظری و تجربی اخیر بین المللی تاکید روزافزونی بر نظام مالی در توضیح رشد اقتصادی دارند .آنان از این بحث حمایت می کنند که یک بخش مالی پرقدرت باحداقل بحران های مالی، برای رشد اقتصادی ضروری می باشد. در شواهد بین المللی نشان داده شده که ارتباط بین بخش مالی و رشد هم مستقیم و هم از طریق افزایش در نرخ سرمایه گذاری و بهره وری کل عوامل غیرمستقیم می باشد. از این گذشته شواهدی در مورد دو جهتی بودن رابطه بین بخش مالی و بخش واقعی اقتصاد نیز وجود دارد. در این مقاله، امکان وجود اثرات مستقیم و غیر مستقیم و بازخورد نشان داده می شود، بنابراین از روش مناسب رویکرد الگوی بردار تصریح خطای (VECM) حداکثر درستنمایی با اطلاعات کامل یوهانسن استفاده می گردد و همچنین برای بررسی جهت رابطه میان متغیرها و تعیین جهت ارتباط میان بخش مالی و بخش واقعی اقتصاد از روش پسران شین و اسمیت (ARDL) استفاده می شود. دوره زمانی مورد مطالعه ۸۰-۱۳۵۰ در ایران میباشد. این مقاله معرف پیشرفت هایی نسبت به قبل می باشد : اول برای تخمین از دو الگو استفاده می گردد .در الگوی اول تنها اثرات مستقیم و غیرمستقیم بخش مالی بر بخش واقعی اقتصاد بررسی می گردد، در حالیکه در الگوی دوم الگوی اول با در نظر گرفتن امکان وجود اثرات بازخور بین بخش‌های مالی و واقعی کاملتر می گردد. دوم، در این مقاله از روش FIML VECMاستفاده شده که امکان وجود روابط چند گانه بین بخش مالی و بخش واقعی را بررسی می کند. نتیجه بدست آمده این می باشد که در ایران، طی سالهای ۸۵-۱۳۵۰ رابطه مثبت و معنی داری میان توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود ندارد چرا که رابطه بدست آمده نشان می دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه تاثیر منفی بر حجم نقدینگی (به عنوان یکی از شاخص های توسعه مالی) دارد و همچنین جهت رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی دو طرفه نمی باشد و چون رابطه دو طرفی بین متغیرهای توسعه مالی و سرمایه گذاری وجود ندارد، از اینرو امکان اثرات بازخور نیز در این مدل وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: توسعه مالی، عمق مالی، اثر مستقیم، اثر غیر مستقیم، آزاد سازی مالی، سرکوب مالی.

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، (مسئول مکاتبات) shams1386@yahoo.com
۲- استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، ejahangard@gmail.com

مقدمه

تئوری اقتصاد در طول سی سال گذشته شاهد افت و خیزهای زیادی در مورد چگونگی تاثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی بوده است. مدلهای سنتی رشد به ویژه مدل سولو (۱۹۵۶) این نتیجه را تایید می کنند که توسعه مالی چه از طریق افزایش سطح سرمایه فیزیکی سرانه و چه از طریق میزان بهره وری، بر سطح درآمد سرانه تاثیر می گذارد و در بلند مدت تاثیری بر رشد اقتصادی ندارد. از طرف دیگر مطالعات گلداسمیت[۱] (۱۹۶۹)، شاو[۲] (۱۹۷۳) و مکینون[۳] (۱۹۷۳)، بیانگر وجود یک همبستگی مثبت بین رشد اقتصادی و توسعه مالی است. در بررسی های این محققین، همبستگی مثبت مشاهده شده از آنجا که فاقد مبنای نظری روشنی است، راهنمایی مشخصی را در مورد اینکه جهت علیت از توسعه مالی بر رشد اقتصادی است و یا بر عکس، ارائه نمی کند. با شکل گیری مدل‌های رشد درونزا، مبانی نظری جدیدی در برای اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی پدیدار گشت و نشان داده شد که می توان یک رابطه علی را از سوی توسعه مالی بر رشد اقتصادی ارائه نمود. در سال‌های اخیر پیشرفت‌های قابل ملاحظه‌ای در زمینه چگونگی ارتباط بین دو عامل توسعه مالی و رشد اقتصادی حاصل شده است. این پیشرفت ها از یک سو معلول شکل گیری نظریه های جدید اقتصادی و از سوی دیگر حاصل معرفی تکنیک‌های جدید اقتصاد سنجی است. در اقتصاد ایران در این زمینه کار اندکی انجام شده است. محقق با توجه به این مسئله در این مقاله به بررسی رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران می‌پردازد و همچنین امکان وجود اثرات مستقیم و غیرمستقیم و بازخورد بررسی خواهد شد.

مبانی نظری و پیشینه

بحث نظری این تحقیق با پایه های اساسی الگوی رشد نئوکلاسیک آغاز می گردد. الگوی رشد سولو - سوان را در اقتصادی با تابع تولید همگن خطی در نظر بگیرید: Y=f(K,L) با توجه به مسیر رشد تعادلی در بالا، می بینیم که در الگوی سولو – سوان به شکل غیر صریح فرض می شود که نظام مالی بطور کامل کارآمد بوده و پول خنثی می باشد.

که در آن L,K,Y به ترتیب معرف تولید خالص داخلی، سرمایه و نیروی کار می باشند. بر حسب نسبت سرمایه به نیروی کار تابع مذکور به شکل y=f(k) در می آید. فرض می گردد که بازده نهایی سرمایه مثبت اما نزولی است. یعنی $f'(k)>0$ و $f''(k)<0$ است و مقدار نیروی کار) موثر) به شکل برونزا و با نرخ ثابت g_l در هر دوره رشد می کند. نرخ استهلاک سرمایه نیز برابر صفر فرض می شود و s معرف نرخ پس انداز است. در این الگو اقتصاد یک مسیر رشد تعالی را تجربه خواهد کرد، هنگامی که:

$$f(k) = (g_l|s)k$$

سرکوب مالی: الگوی توبین وکینز[۴]

الگوی توبین (۱۹۶۵-۱۹۶۷) یک توجیه نظری برای سرکوب مالی ارائه می دهد. فروض بکار رفته در مدل عبارتند از:

- هزینه مستقیم برای نگهداری پول وجود ندارد.
- در اقتصاد مانده های پول واقعی وجود دارد. M/P (m: مانده های پول واقعی)، (P: سطح عمومی قیمت ها)

زمانی که مانده های پول به الگو وارد می شود عامل های اقتصادی، پس انداز خود را یـا صـرف سرمایه گذاری در سرمایه فیزیکی کرده (I) یـا بـه شکل مانده های نقد واقعی نگه می دارند. بنابراین می توان نوشت:

$$Y_d = C + S$$

و حالا با وجود مانده های پول در مدل داریم:

$$Y_d = C + I + [d(M/P)/dt]$$

و نهایتا نتیجه گرفته می شود که:

$$y = f(k) = [g_l/s\,[1 - \mu Y(1/s - 1)]]k$$

Y: رشد تولید خالص داخلی

μ: نسبت تغییر در مانده هـای پـول بـه تغییـر در تولید واقعی

و چون $0 < s < 1$ و $0 < \mu < 1$ نتیجه می گیریم که:

$$[1 - \mu Y(1/s - 1)] < 1$$

بنابراین تولید سرانه و موجودی سرمایه در حالت تعادل باید در این حالت کمتر از الگوی کلاسیک سولو - سوان هنگامی که پول خنثی فرض می شود باشد .(Kularante,2001)

آزادسازی مالی: الگوی لوهاری و پاتین کین[5]

این روش توسط لوهاری و پاتین کین (1968) ارائه شده است. آنها بحث می کنند که پول یک عامل تولید مولد است. یک تابع تولید همگن خطی را در نظر بگیرید:

$$y = f(k,m) \qquad Y = f(K,L,M/P)$$

تفاوت کلیدی این الگو با الگوی توبین -کینز این است که مانده های پولی بطور مجزا در محاسبه در آمد قابل تصرف وارد نمیگردند چون آنها بطور غیر صریح سهمی در تولید ملی ناخالص دارند. در حالت تعادل داریم:

$$S = I$$

و همچنین داریم:

$$I = Y - C$$

بنابراین:

$$I = dk/dt = Y - C = sf[K,L,M/P] - (s-1)[d(M/P)/dt]$$

که در آن $s < 1$ می باشد؛ و نهایتا نتیجه گرفته می شود که مسیر رشد تعادلی برای اقتصاد اینگونه است:

$$f(k,m) = (g_l/s)k + g_l m(1/s-1)$$

چون $s < 1$ است بنابراین $(1/s-1)g_l m > 0$ می‌باشد. بنابراین مسیر رشد تعادلی تولیـد سـرانه بدسـت آمده در این الگو در سطحی بالاتر از الگوی سوان سولو و توبین - کینز می باشد.(Kularante,2001)

مطالعات تجربی انجام شده:

مطالعات خارجی:

از آنجایی که مطالعات اولیه پیرامون بخش مالی و بخش واقعی اقتصاد دارای نقطه ضعف‌های بودند، تحقیقات بعدی برخی از این نقاط ضعف را مورد توجه قرار دادند. ابتدا مهمترین آنها را مورد بحث قرار می دهیم.

- اندازه واسطه گری مالی یا بازارهای مالی ممکن است شاخص مناسبی برای اندازه گیری درجه توسعه مالی یا عملکرد بازارهای مالی نباشد (گلداسمیت ۶۱۹۶۹ (از روش دارائی های واسطه مالی نسبت به تولید ناخالص ملی به عنوان شاخص اندازه‌گیری درجه توسعه مالی استفاده کرده بود.
- ارتباط تجربی بین شاخص های توسعه

مالی و رشد اقتصادی ممکن است تصادفی باشد و معلوم نیست که وقتی دیگر متغیرهای مهم برای معادله رشد کنترل شوند این رابطه هنوز برقرار باشد.

- رابطه آماری بین توسعه مالی و رشد، ممکن است لزوما دلالت بر علیت از طرف توسعه مالی بر طرف رشداقتصادی نداشته باشد، توسعه مالی ممکن است منجر به رشد اقتصادی شود، بعلاوه این رابطه ممکن است با نادیده گرفتن دیگر متغیرهای مهم معادله رشد حاصل شده باشد و بنابراین مشاهده رابطه مثبت ممکن است به مفهوم رابطه علی نباشد.
- کارهای اولیه مشخص نکرده اند که آیا آثار رشد افزای توسعه مالی از افزایش در بهره وری رشد (کارایی سرمایه گذاری، A) ناشی می شود و یا حاصل از افزایش در نرخ سرمایه گذاری، که خود تحت تاثیر نرخ پس انداز (s) و نسبتی از پس انداز که سرمایه گذاری شده است، (Φ) می‌باشد.

احیائ مجدد مطالعات تجربی توسط کینگ و لوین (۱۹۹۳)[۷] انجام گرفت و اولین تلاش پژوهشی جامع برای حل این مشکلات توسط آنها آغاز شد. آنها چهار معیار برای توسعه سطح واسطه گری مالی معرفی کردند که بطور متوسط نظام های مالی را بین ۷۷ کشور برای دوره ۸۹-۱۹۶۰ دقیق تر اندازه گیری می کردند. این معیارها عبارت بودند از:

DEPTH: بدهی‌های نقدشونده نظام مالی (اسکناس و مسکوک به علاوه بدهی‌های دیداری و بهره دریافت کننده بانک‌ها و واسطه‌های مالی غیر بانکی) تقسیم بر تولید ناخالص داخلی می‌باشد.

BANK: اهمیت نقش بانکها (نسبت به بانک مرکزی) برای تخصیص اعتبار. (نسبت اعتبارات بانکی تقسیم بر اعتبارات بانکی باضافه دارایی های داخلی بانک مرکزی).

PRIVATE: اعتبارات تخصیص یافته به فعالیت های بخش خصوصی نسبت به کل اعتبارات داخلی (به استثنائ اعتبارات بانکی). (نادری ۱۳۸۲)

PRIVY : اعتبارات تخصیص داده شده به فعالیت های بخش خصوصی نسبت به GDP .

آنها همچنین سه شاخص متوسط رشد را برای همان دوره بکار بردند :

۱) متوسط نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه.
۲) متوسط نرخ رشد موجودی سرمایه سرانه
۳) رشد بهره وری کل که «پسماند سولو» بوده و بعنوان نرخ رشد تولید ناخالص واقعی سرانه منهای ۰/۳ ضربدر نرخ رشد موجودی سرمایه سرانه تعریف می شود. (تقوی، سرکوب مالی، عمق مالی و رشد اقتصادی-۱۳۸۶ ص ۸۵).

برخی تحقیقات انجام شده در دوره ۱۹۹۱-۲۰۰۷ در خارج از کشور و نتایج آنها:

بنسیو نگا و اسمیت[۸](۱۹۹۱) نشان دادند تحت شرایط خاص، توسعه واسطه گری مالی باعث افزایش نرخ رشد میگردد. بنسیونگا و همکاران[۹] (۱۹۹۵) با تحلیلی نظری این موضوع را یافتند که ارتباطی پرقدرت بین نقدینگی بازار سهام و نرخ های رشد بالاتر، بهبود بهره وری و

انباشت سرمایه وجود دارد. لوین و زورس (۱۹۹۶)[۱۰] با استفاده از سه نرخ رشد به عنوان متغیرهای وابسته، نمونه مقطعی از ۷۷ کشور را مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که معیار های عمق مالی، واسطه گری و نقدینگی رابطه مثبت و از نظر آماری معنی داری با نرخ رشد تولید، نرخ رشد سرمایه گذاری و نرخ رشد بهره وری دارند. لووین(۱۹۹۷)با کمک تحلیل مقطعی ارتباط مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی پیدا کرد. لووین، لویزا و بک[۱۱](۲۰۰۰) با استفاده از مطالعه مقطعی و روش داده های تلفیقی پویا، ارتباط مثبت و پر قدرت بین سطح توسعه واسطه های مالی و رشد اقتصادی بدست آوردند. چاندانا کولاراتنه(۲۰۰۱)[۱۲] به اثر عمق مالی بر رشد اقتصادی بلندمدت در کشورها با درآمد متوسط (کشور انتخاب شده افریقای جنوبی است) از سال ۱۹۵۴ تا ۱۹۹۲ پرداخته و نتیجه گرفته است که عمق مالی یعنی بهبود در واسطه گری مالی و افزایش نقدینگی، رشد اقتصادی را درآفریقای جنوبی افزایش می دهد و واسطه گری مالی و سطح نقدینگی در بازار سهام بطور غیر مستقیم از طریق نرخ سرمایه گذاری بر تولید ناخالص داخلی سرانه اثر می گذارد و در یکی از الگوها وجود اثرات بازخور بین تولید سراته و نقدینگی در نظر گرفته شده است. او از دو روش ARDL و VECM برای تحلیل داده‌های خود استفاده کرده است. ریوجا و والو [۱۳](۲۰۰۲) با استفاده از روش داده های تلفیقی پویا برای ۷۴ کشور دریافتند در کشورهای توسعه یافته تر بخش مالی اثر زیادی بر بهره‌وری مؤثر بر رشد دارد، ولی درکشورهای کمتر توسعه یافته اثر بخش مالی بر رشد عمدتاً از طریق اثر بر انباشت سرمایه صورت می گیرد. ریوجا و والو (۲۰۰۲) با استفاده از روش GMM برای ۷۴ کشور نشان دادند، رابطه میان بخش مالی و رشد اقتصادی به میزان توسعه مالی کشورها بستگی دارد. روسیو و واچتل(۲۰۰۳)با بررسی بین کشوری وداده های تلفیقی برای ۸۴ کشور و روستو کوگلر و ودوو[۱۴](۲۰۰۶) با بررسی واسطه گرهای مالی در آلمان به این نتیجه رسیدند که تنها کیفیت واسطه های مالی در رشد اقتصادی مؤثر است و نه بالا بودن شاخص های کمیتی که در تحقیقات مورد استفاده است. کتینی و تئوفانیز[۱۵] در سال ۲۰۰۷ پژوهشی تحت عنوان «آیا رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی غیر خطی است؟» انجام دادند و نتیجه گرفته شده که یک رابطه غیر خطی میان درآمد سرانه، سرمایه انسانی و رشد اقتصادی وجود دارد، و مدل بکار رفته شده در این مطالعه، مدل PLRو داده های آن نیزاز سال ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۵ می باشد.

مطالعات داخلی

سیفی پور (۱۳۷۸) در پایان نامه‌ای تحت عنوان «بررسی تاثیر منابع مالی بلندمدت بر رشد اقتصادی ایران» به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و شاخص‌های مالی پرداخته و برای آزمون فرضیات این تحقیق از مدل خود همبستگی برداری (VAR) استفاده کرده است. دوره‌ای که به آن پرداخته است طی سال‌های (۷۵-۱۳۵۳) و جامعه آماری آن اقتصاد ایران است. داده های این تحقیق به صورت فصلی و از سال ۷۵-۱۳۵۳ می‌باشد. محمدزاده اصل و هیبتی (۱۳۸۳) در مقاله‌ای تحت عنوان «ارزیابی آثار

توسعه مالی بر تشکیل سرمایه و رشد اقتصادی» به بررسی رابطه توسعه بازار سرمایه و رشد اقتصادی پرداخته است و در قالب مدل رگرسیونی و تبیین پازل توسعه بخش مالی بر رشد اقتصادی بر اساس آزمون علیت گرنجری در قالب یک مدل (VAR) اهمیت و تاثیرگذاری مثبت معیارهای سنجش بازار سرمایه، شامل درجه نقدشوندگی و نقش بازار سرمایه در اقتصاد ملی بر رشد اقتصادی و نرخ تشکیل سرمایه را مدنظر قرار داده است. همچنین به منظور بررسی اثرات توسعه بازار سرمایه بر رشد اقتصادی و نرخ تشکیل سرمایه، مدل تابلویی را طراحی و در قالب یک مدل Section Weight Cross فرضیه خود را مورد آزمون قرار داده است. نیلی و راستاد (۱۳۸۱) در مقاله ای تحت عنوان «توسعه مالی و رشد اقتصادی مقایسه کشورهای صادر کننده نفت و آسیای شرقی» به این موضوع پرداخته اند، در این مقاله با استفاده از داده های تابلویی و بکارگیری متغیر کمکی در شیب، شاخص های توسعه مالی و رشد اقتصادی برای دو گروه از کشورهای صادرکننده نفت و آسیای شرقی با یکدیگر مقایسه شده است؛ و نتیجه این مطالعه نشان می دهد که برای گروه کشورهای صادرکننده نفت ارتباط ضعیف تری بین توسعه مالی و رشد اقتصادی برقرار است و در ادامه نشان داده می شود که این ضعف نسبی ارتباط، در انباشت سرمایه و بهره‌وری سرمایه نیز برقرار است. داده‌های این مطالعه بین سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۷۴ بوده و کشورهای نفتی شامل: الجزایر، اندونزی، ایران، نیجریه، امارات، کویت، عربستان صعودی، ونزوئلا و کشورهای آسیای جنوب شرقی نیز شامل: کره، مالزی، سنگاپور، تایلند می‌باشند، مباحث نظری مبتنی بر مدل رشد درون زای AK می‌باشد. نظیفی در سال (۱۳۸۳) در مقاله ای تحت عنوان " اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی و کانال های انتقال توسعه مالی در رشد اقتصادی ایران "نتیجه گرفته است که رابطه شاخص های عمق مالی و رشد اقتصادی در ایران در دوره (۸۱-۱۳۳۸) منفی است و علت منفی بودن آن در ماهیت و شیوه آزادسازی مالی در سالهای اخیر بوده است. در این تحقیق به منظور بررسی تاثیر توسعه مالی بررشد اقتصادی و بررسی کانال این تاثیر گذاری بر رشد، مدل در دو مرحله برازش شده است. در مرحله اول مدل مورد نظر با متغیرهای توضیحی روبرو برازش می شود:نسبت سرمایه گذاری به GNP، نسبت مخارج دولت به GNP، سهم اعتبارات سیستم بانکی به بخش خصوصی از GNP و درآمدهای ناشی از صدور نفت؛ و در مرحله دوم متغیر نسبت سرمایه گذاری به GNP از مدل حذف شده و مدل با سایر متغیرهای توضیحی برازش می گردد.

معرفی متغیرهای مدل

۱- متغیرهای مورد استفاده برای اندازه گیری واسطه گری مالی و نقدینگی عبارتند از :

- لگاریتم نسبت حجم نقدینگی (M2) به تولید ناخالص داخلی (LNM2)
- لگاریتم نسبت کل اعتبارات ارائه شده به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (LNPRIVY).

مطالعات قبلی نشان داده‌اند که ارائه اعتبارات خصوصی، جامع‌ترین شاخص فعالیت واسطه

های مالی می باشد (کولاراتنه ۲۰۰۱ در تقوی ۱۳۸۳). از این گذشته، بجای اعتبارات داده شده به بخش عمومی، اعتبارات داده شده به بخش خصوصی انتخاب شده چون بر خلاف بخش خصوصی، بخش عمومی هنگام بررسی یک طرح سرمایه گذاری، باید هدف های گوناگونی را برآورد سازد و هدف اصلی ممکن است همواره تحصیل نرخ بازده مثبت برای سرمایه گذاریهای دولت نباشد. این آماراز بانک مرکزی گرفته شده است.

۲- لگاریتم تولید ناخالص سرانه واقعی به قیمت عوامل (LNCGDP)

۳- نرخ سرمایه گذاری (INVEST):

نرخ سرمایه گذاری از تقسیم میزان سرمایه گذاری به تولید ناخالص داخلی بدست می آید. نرخ سرمایه گذاری یک جزء مهم از معادله رشد می باشد. ما برای الگوسازی اثر غیر مستقیم بخش مالی بر تولید سرانه از طریق نرخ سرمایه گذاری، به یک معادله بطور مناسب تصریح شده سرمایه گذاری نیاز داریم. تعدادی از متغیرها نرخ سرمایه گذاری را تحت تاثیر قرار می دهند. برای مثال فدرک (۲۰۰۰)، نتیجه گرفته است که سرمایه گذاری به طور منفی تحت تاثیر عدم اطمینان قرار می گیرد. ما از شاخص بی ثباتی اقتصادی (UC) که از مجموع سه شاخص بعنوان تقریبی از عدم اطمینان استفاده می کنیم. برای تهیه این آمار از آمار بانک مرکزی استفاده شده است.

۴- نرخ بهره واقعی کوتاه مدت داخلی (INTEREST):

نرخ بهره واقعی کوتاه مدت داخلی را بعنوان یک متغیر توضیحی دیگر وارد الگو می سازیم. رومر (۱۹۹۰) بحث می کند که با افزایش نرخ بهره، عاملهای اقتصادی تولید آتی را برای یافتن ارزش آن بر حسب تولید جاری با نرخ های بالا تنزیل می کنند. این باعث می شود که سرمایه انسانی از تولید کالاهای دانش بر به سمت تولید کالاهای نهایی حرکت کند، در نتیجه رشد اقتصادی کاهش می یابد. (کولارتنه (۲۰۰۱) در تقوی ۱۳۸۳). آمار مربوطه تحت عنوان نرخ سود علی الحساب کوتاه مدت از بانک مرکزی گرفته شده است.

۵- سری سرمایه انسانی (LNPROPDEG) :

سرمایه انسانی بطور روزافزونی بعنوان یک جزء ضروری از رشد اقتصادی در نظر گرفته می شود. در این تحقیق ما از متوسط سالهای تحصیل شاغلین به عنوان سرمایه انسانی استفاده می کنیم. اطلاعات مربوطه که از آمارهای بانک مرکزی بدست آمده است.

۶- میزان دخالت دولت در اقتصاد (LNGOVGDP):

سری مورد استفاده ما برای اندازه گیری میزان دخالت دولت در اقتصاد، لگاریتم نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی (LNGOVGDP) می باشد. آمار مربوطه از بانک مرکزی تهیه شده است.

۷- نااطمینانی اقتصادی (UC) :

نااطمینانی اقتصادی به صورت نوسانات و تغییرات شاخص‌های اقتصاد کلان در نظر گرفته شده است. شاخص نااطمینانی اقتصادی به صورت تجمیع سه شاخص تورم، نرخ بهره واقعی و رشد اقتصادی به دست آمده است. با توجه به روش محاسبه شاخص، هر چه نااطمینانی در چهار شاخص ذکر شده بیشتر

باشد، به معنی ریسک بیشتر و امنیت اقتصادی کمتر خواهد بود (کشاورز ۱۳۸۸).

معرفی چند مدل اقتصاد سنجی

۱- روش هم انباشتگی با وقفه های توزیع شده پسران، شین و اسمیت[۱۶]

پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۵) نشان داده اند (در شرایط خاص) از الگو ی با وقفه توزیع شده خود همبسته (ARDL)، می توان برای تخمین روابط بلند مدت استفاده کرد. آنان بحث می کنند که پس از شناسایی مرتبه وقفه توزیع شده خود همبسته، از حداقل مربعات عادی (OLS) می توان برای تخمین و شناسایی استفاده کرد. وجود یک رابطه بلند مدت منحصر به فرد برای اعتبار تخمین و استنتاج ضروری می باشد. چنین استنتاج هایی را در مورد پارامترهای بلند مدت و کوتاه مدت می توان انجام داد، مشروط به اینکه الگوی وقفه توزیع شده خود همبسته به درستی برای در نظر گرفتن همبستگی های همزمان بین عبارات تصادفی فرآیند ایجاد اطلاعات (DGP) در تخمین وقفه توزیع شده خودهمبسته تعدیل شود. رویکرد پسران، شین و اسمیت(۱۹۹۶) با تخمین الگوی تصحیح خطای مشخص شده بوسیله معادله زیر آغاز می شود:

(۱)

$$y = \alpha_0 + n_t\Delta + \sum_{i=1}^{p} B_i \Delta y_{y-1} + \sum_{j=1}^{k}\sum_{i=1}^{p} Y_{ji}\Delta x_{j,t-1} + \left[\delta_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \delta_{j+1} x_j\right] + w_t$$

از طریق یک آزمون F (یا PSS F-rest) معنی دار بودن محدودیت صفر مشترک برای δ های الگوی تصحیح خطا تخمین زده می شوند[۱۷]. اگر آماره محاسبه شده بیش از حد بالای بحرانی باشد، فرضیه صفر عدم وجود رابطه می تواند بدون ابهام رد شود و اگر کمتر از حد پائین بحرانی قرار گیرد، ما نمی توانیم فرضیه صفر عدم ارتباط را رد کنیم. ابهام در مورد وجود یک رابطه هم انباشتگی بوجود می آید، اگر آماره بین دو ارزش بحرانی قرار گیرد. با فرض اینکه یک مرتبه مناسب برای وقفه توزیع شده خود همبسته انتخاب شده اگر آزمون F پسران، شین و اسمیت وجود تنها یک رابطه هم انباشتگی منحصر به فرد را تأیید کند، یعنی تنها یک متغیر نتیجه بدست آمده و بقیه متغیرها، متغیرهای تحمیل شده باشند، ما با پیروی از پسران و شین (1995 b) از یک استراتژی دو مرحله ای در تخمین ضرائب کوتاه مدت و بلند مدت بر پایه الگو انتخاب شده استفاده خواهیم کرد. فرض کنید که یک الگوی ARDL(p,q) را داریم که برای آن وجود یک رابطه بلند مدت بین y_t و x_t مشخص شده است در زیر از طریق روش حداقل مربعات عادی مشخص نمائیم:

(۲)

$$y_t = \alpha + B_t + \sum_{i=1}^{p} y_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

که در ε_t فرض می شود فاقد همبستگی سریالی است[۱۸]. سپس ما ضرایب رابطه (بلند مدت) هم انباشته را بدست می آوریم:

(۳)

$$\mu = \mu + n_t + \theta x_t + v_t$$

که در آن :

(۴)

$$\mu = \frac{\alpha}{1 \quad \sum_{i=1}^{p} y_i}, n = \frac{\beta}{1 \quad \sum_{i=1}^{p} y_i}, \theta = \frac{\sum_{i=0}^{q} \delta_i}{1 \quad \sum_{i=1}^{p} y_i}$$

اگر چه در ابتدا ما باید جهت رابطه بین بخش مالی و بخش واقعی را با تحلیل آماره F پسران، شین و اسمیت مشخص کنیم.

۲-روش تخمین بردار تصحیح خطای یوهانسن:

در روش تخمین یوهانسن از یک چارچوب بردار تصحیح خطا استفاده می شود. در حالتی که k متغیر وجود دارد، ممکن است ما r رابطه هم انباشته داشته باشیم به گونه ای که $0 \leq r \leq k-1$ [۱۹] در اینصورت یک بردار خود همبسته k بعدی به شکل زیر خواهیم داشت:

(۵)

$$Z_t = A_m Z_{t-1} + \dots + A_m Z_{t-m} + \delta + v_t$$

که در آن m معرف طول وقفه، δ معرف عبارات جبری و v_t معرف عبارات خطای گوسی است اگر چه در حالت عمومی Z_t ممکن است شامل متغیرهای I(0) باشد، تا زمانی که متغیرهای غیر پایا وجود دارند ما باید خود را به متغیرهای I(1) محدود سازیم.

با تغییر پارامتر های الگو برداری تصحیح خطا به شکل زیر تصریح می گردد:

(۶)

$$\Delta Z_t = \sum_{I=1}^{K-1} I_i \Delta Z_{t-i} + IIZ_{t-k+1} + \delta + v_t$$

وجود r رابطه هم انباشته به معنی فرضیه زیر می باشد:

(۷)

$$H_1(r) : II = aB'$$

که در آن II یک ماتریس P×P و a و β ماتریس های P×r با رتبه کامل می باشند. بدین ترتیب H(r) فرضیه ای در مورد کاهش رتبه II می باشد. هنگامی که r>1 است مسئله شناسایی مطرح می گردد که نیازمند استفاده از محدودیت های اقتصادی در ماتریس a است، این ماتریس پویایی های کوتاه مدت I، یا فضاهای انباشته β می باشد[۲۰].

۳- روش خود توضیح برداری با وقفه های گسترده (ARDL)

به طور کلی روش هایی مثل انگل گرنجر در مطالعاتی که با نمونه های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سر و کار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها اعتبار لازم را ندارند، چرا که برآوردهای حاصل از آن ها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره های آزمون معمول معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی های کوتاه مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می گیرند. به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه های متغیرها، همانند رابطه (۱) می باشند.

$$Yt = aXt + bXt\text{-}1 + cYt\text{-}1 + ut$$

رابطه (۱)

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه (۲) در نظر بگیرد.

$$(L,P)Yt = \sum_{i=1}^{k} b_i(L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t$$

رابطه (۲)

الگوی فوق یک الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) نام دارد، که در آن داریم:

(L,P) = 1- 1L- 2L2 - …. – plp

رابطه (۳)

b1(L,qi) = bi+ bi1L+ …. + biqLq…. i= 1,2, …,k

رابطه (۴)

L عملگر وقفه، w برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون زای با وقفه ثابت است. Microfit معادله را برای تمام حالات و برای کلیه ترتیبات ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می کند. m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می شود و k نیز تعداد متغیرهای توضیحی است. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکاییک، شوارز ـ بیزین، حنان کویین یا **ضریب تعیین تعدیل شده**[۲۱] یکی از معادلات انتخاب می شود. معمولاً در نمونه های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارز ـ بیزین استفاده می شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. برای محاسبه ضرایب بلند مدت مدل از همان مدل پویا استفاده می شود. ضرایب بلند مدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می آیند.

$$\theta_i = \frac{b_i(l,q_i)}{1-\varphi(1,p)} = \frac{b_{i0}+b_{i1}+\cdots+b_{iq}}{1-\varphi_1-\cdots-\varphi_p}, \quad i=1,2,\ldots,k$$

رابطه (۵)

حال بررسی این که رابطه بلند مدت حاصل از این روش، کاذب نیست، دو راه وجود دارد:

در روش اول فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^{p} \varphi_i - 1 \geq 0$$
$$H_0: \sum_{i=1}^{p} \varphi_i - 1 < 0$$

رابطه (۶)

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلند مدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

$$\frac{\sum_{i=1}^{p} \varphi_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} s_{\varphi i}}$$

رابطه (۷)

اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارایه شده توسط بنرجی[۲۲]، دولادو[۲۳] و مستر[۲۴] بزرگ تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می شود. در روش دوم که توسط پسران و دیگران(۱۹۹۶) ارایه شده است، وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم صحیح خطا مورد آزمایش قرار می گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیر استاندارد است. پسران مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و این که مدل شامل عرض مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کردند. آن ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کردند: یکی بر این اساس که تمام متغیرها پایا هستند و دیگری بر این اساس که

همگی ناپایا (با یک بار تفاضل گیری پایا شده) هستند. اگر F محاسباتی در خارج این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها I(0) یا I(1) باشند، گرفته می شود. اگر F محاسباتی فراتر از محدود بالایی قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت رد شده و اگر پایین تر از محدوده پایینی قرار گیرد، نتایج استنباط، غیر قطعی و وابسته به این است که متغیرها I(0) یا I(1) باشند. تحت این شرایط، مجبور به انجام آزمون های ریشه واحد روی متغیرها هستیم. [۲۵](تشکینی، احمد، اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit)

نتایج و یافته‌های تحقیق

۱- نتایج تخمین مدل‌ها

جدول شماره ۱همبستگی منفی را میان این متغیرها نشان میدهد. همبستگی میان دو معیار توسعه مالی نیز ۰/۶۴ میباشد. در هر صورت صحت این رابطه باید به صورت منظم تر که در مراحل بعدی بدان پرداخته می‌شود، مورد بررسی قرار گیرد.

جدول ۱: ضرایب همبستگی

	LNPRIVY	LNM2
LNCGDP	-۰/۰۹	-۰/۷۳

نتایج آزمون برای تعیین درجه انباشتگی متغیرها و یا وضعیت مانایی آنها در جدول شماره ۲ نشان داده شده است. با توجه به جدول مشاهده میگردد نرخ سرمایه گذاری و نرخ بهره حقیقی انباشته از مرتبه صفر I(0) و دیگر متغیرها انباشته از مرتبه یک I(۱) میباشد.

۲- نتایج حاصل از روش ARDL پسران، شین و اسمیت ۲۰۰۱:

همانطور که گفته شد آماره آزمون F پسران، شین و اسمیت برای بررسی روابط بلندمدت میان متغیرها و تعیین جهت ارتباط بخش مالی و بخش واقعی مورد استفاده قرار میگیرد. اگر یک رابطه غیر مستقیم بین توسعه مالی و تولید سرانه در ایران وجود داشته باشد، از روش هم انباشتگی یوهانسون استفاده خواهیم کرد.

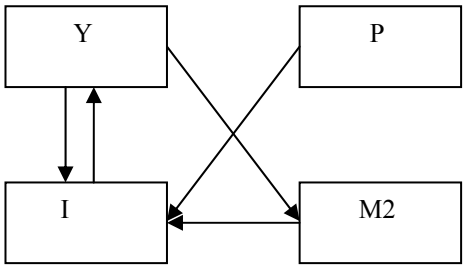
جدول ۲: نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته

متغیر	عرض از مبدأ	روند	تعداد وقفه	مقدار آماره	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	نتیجه
LNCGDP(Y(	×	--	۱	-۲/۳۵	-۲/۹۵	نامانا
INVRAT(I(	×	--	۱	-۴/۲۱	-۲/۹۵	مانا
LNPRIVY(P(	×	--	۱	-۱/۲۶	-۲/۹۵	نامانا
LNE(H(	×	×	۰	-۲/۰۵	-۳/۵۵	نامانا
LNGOVGDP(G(	×	--	۰	-۰/۷۰	-۲/۹۵	نامانا
LNINSTAB(U(	×	--	۱	-۲/۲۶	-۲/۹۵	نامانا
INTEREST(R(	×	--	۱	-۳/۵۲	-۲/۹۵	مانا
LNM2	×	--	۰	-۲/۱۴	-۲/۹۵	نامانا

نتایج روش پسران، شین و اسمیت برای حالتیکه در آن تولید ناخالص داخلی سرانه متغیر وابسته است در جدول شماره ۳ نشان داده شده است که در آن برای جلوگیری از ازدست رفتن درجه آزادی طول وقفه مناسب با توجه به آماره شواتز- بیزین انتخاب گریده است. در این جدول مشاهده میگردد که مقدار آماره F بدست آمده ۱/۶۸ میباشد که از حد پایین مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد یعنی ۲/۴۸ کمتر میباشد، بنابراین در این حالت نمیتوان فرض صفر نبود رابطه بلند مدت میان تولید ناخالص داخلی و سایر متغیرها یعنی متغیرهای توسعه مالی، سرمایه گذاری، سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره واقعی و سرمایه انسانی، را رد نمود. نتیجه آزمون پسران، شین و اسمیت برای حالتیکه درآن متغیرهای توسعه مالی متغیر وابسته است نیز در جداول شماره ۴ و ۵ نشان داده شده است. از آنجا که در این مقاله از دو متغیر توسعه مالی استفاده شده است بنابراین نتایج این آزمون را برای دو حالت جداگانه که در هر کدام یکی از متغیرهای توسعه مالی متغیر وابسته است نشان میدهیم. از طرفی دیگر از آنجا که طبق تئوری رابطه بلند مدت در صورت وجود میان متغیرهای توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی و سرمایه گذاری خواهد بود و از اینرو در این آزمون فقط متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و سرمایه گذاری همراه با دیگر متغیر معرف توسعه مالی را به عنوان متغیرهای مستقل وارد معادله کردیم. با توجه به جدول ۳ مشاهده میگردد که آماره F تخمین زده شده برای حالتیکه در آن نسبت اعتبارات تخصیص داده شده به بخش خصوصی متغیر وابسته است ۱/۱۱ میباشد. مقدار بحرانی F در سطح ۹۵ درصد برای متغیرهای I(0) و I(1) به ترتیب ۳/۲۲ و ۴/۳۸ میباشد بنابراین آز آنجاکه مقدار محاسبه شده پایینتر از حد پایین مقادیر بحرانی قرار دارد، بنابراین نمی توان فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت میان این متغیرها را رد کرد و می‌توان نتیجه گرفت که تولید سرانه و سرمایه گذاری، محرک بلندمدتی برای نسبت اعتبارات تخصیص داده شده به بخش خصوصی نیستند. در جدول ۵ نیز نتایج آزمون گفته شده زمانی که نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به عنوان نماینده توسعه مالی، متغیر وابسته است نشان داده شده است. مقدار آماره F بدست آمده در این حالت ۳/۵۵ می‌باشد. حد پایین و بالایی آماره F در سطح ۹۵ درصد به ترتیب ۳/۲۲ و ۴/۳۸ می‌باشد. از آنجا که متغیر سرمایه گذاری انباشته از مرتبه صفر است بنابراین با توجه به اینکه مقدار آماره F بدست آمده بین دو مقدار بحرانی قرار می‌گیرد، نمی‌توان در خصوص روابط بلندمدت میان این متغیرها اظهار نظر قطعی کرد. با توجه به نتیجه بدست آمده در بالا در مرحله بعد آزمون پسران، شین و اسمیت را برای ترکیب های مختلف متغیرهای توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه و سرمایه گذاری انجام دادهایم. نتایج این آزمونها در جدول شماره ۶ نشان داده شده است. با توجه به این جدول مشاهده میگردد که سه رابطه تعادلی میتواند وجود داشته باشد: یکی میان تولید ناخالص داخلی سرانه و سرمایه گذاری، دومی میان سرمایه گذاری، متغیرهای توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه و سومی میان حجم نقدینگی و تولید ناخالص داخلی سرآنه. جهت ارتباط این متغیرها در شکل ۳ مشاهده می‌گردد.

از این‌رو به نظر می‌رسد که توسعه مالی تأثیری غیر مستقیم بر تولید ناخالص داخلی از طریق سرمایه گذاری دارد و ازطرف دیگر تولید ناخالص داخلی دارای تأثیر مستقیم روی حجم نقدینگی میباشد. علاوه براین از آنجا که رابطه دو طرفی بین متغیرهای توسعه مالی و سرمایه‌گذاری وجود ندارد، از این‌رو امکان اثرات بازخور در این مدل وجود ندارد. نتایج بدست آمده نشان از آن دارد که ممکن است چند رابطه تعادلی وجود داشته باشد، بنابراین در این مرحله تخمین با روش ARDL پسران، شین و اسمیت را کنار می‌گذاریم، زیرا زمانی می‌توان از این روش استفاده کرد که یک رابطه تعادلی منحصر به فرد وجود داشته باشد.

شکل ۳: جهت ارتباط بین بخش مالی و متغیرهای حقیقی



۳- نتایج تخمین با استفاده از روش یوهانسون:

از آنجا برخی از متغیرهای موجود در این تحقیق مانا میباشد (نرخ سرمایه گذاری و نرخ حقیقی بهره) بنابراین در این مرحله خود را به متغیرهای I(1) محدود میکنیم زیرا این روش برای بررسی همزمان متغیرهای نامانا و مانا تعریف نگردیده است. بنابراین وجود رابطه بلندمدت را میان متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، متغیرهای معرف توسعه مالی، سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، سرمایه انسانی و بی ثباتی مورد بررسی قرار میدهیم. از طرفی دیگر متغیر بی ثباتی را نیز حذف میکنیم زیرا این متغیر را برای تخمین معادله سرمایه گذاری وارد کرده بودیم. در ابتدا رابطه بلندمدت را میان متغیرهای معرف توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه انجام میدهیم زیرا اگر رابطه بلندمدت را با وارد کردن دیگر متغیرها تخمین بزنیم ممکن است که به روابط تعادلی برسیم که امکان تشخیص روابط صحیح را امکان پذیر نسازد. برای انجام روش یوهانسون ابتدا باید تعداد وقفه بهینه را انتخاب کرد. برای این کار، ابتدا یک مدل VAR نامقید تخیمن زده میشود و با استفاده از آن تعداد وقفه های بهینه با توجه به دو آماره آکائیک و شوارتز- بیزین انتخاب میگردد. نتایج تخمین مدل VAR نامقید در جدول شماره ۷ (پیوست) نشان داد شده است. همان طور که مشاهده می‌گردد آماره آکائیک وقفه شماره ۲ و آماره شوارتز-بیزین وقفه شماره ۱ را به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌کنند. انتخاب وقفه یک به عنوان وقفه بهینه نتایج رضایت بخشی در تخمین روابط بدست نمی دهد از این‌رو وقفه شماره ۲ را به عنوان تعداد وقفه بهینه انتخاب می‌کنیم. در مرحله بعد آزمون یوهانسون را با ۲ وقفه تخمین می‌زنیم. از آنجا که این متغیرها، دارای روند تصادفی و یا قطعی نمی باشند، بنابراین آزمون یوهانسون را به صورت عرض از مبدأ محدود شده و عدم روند انجام داده‌ایم، هرچند که نتایج تخمین با دیگر حالات ممکنه نیز تفاوتی ندارد. نتایج این آزمون در جدول شماره ۸ (پیوست) نشان داده شده است. با توجه به مقادیر آماره حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر، مشخص است که یک رابطه

بلندمدت میان این متغیرها وجود دارد. رابطه بدست آمده در جدول شماره ۹ (پیوست) نشان داده شده است. در ادامه برای مشخص کردن دقیق رابطه بلندمدت از نتایج به دست آمده در جدول ۵ (پیوست) روش پسران، شین و اسمیت استفاده می‌کنیم. در آنجا مشاهده گردید که جهت رابطه از سمت تولید ناخالص داخلی به سمت نقدینگی می باشد و از طرفی دیگر رابطه ای میان نقدینگی و حجم اعتبارات داده شده به بخش خصوصی وجود نداشت. از اینرو ابتدا ضریب متغیر نقدینگی را برابر یک قرار داده و در نهایت قید بیش از حد مشخص بودن رابطه را به صورت صفر بودن ضریب حجم اعتبارات بر آن اعمال می کنیم. نتایج این آزمون (قید بیش از حد مشخص بودن) در جدول شماره ۱۰(پیوست) نشان داده شده است. مقدار آماره LR بدست آمده و احتمال آن (برای آزمون محدودیتهای بیش از حد شناسایی) به ترتیب ۲/۰۳۳ و ۰/۱۴۵ میباشد بنابراین قید صفر بودن ضریب اعتبارت بخش خصوصی پذیرفته می شود. بنابراین رابطه بدست آمده با روش یوهانسون در نهایت به صورت زیر تخمین زده شده است:

با توجه به رابطه تخمین زده شده در بالا مشاهده می گردد که تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر منفی بر حجم نقدینگی دارد و این موضوع با نتایج همبستگی ساده که در قسمت قبل بدان اشاره گردید مطابقت دارد. مقدار عبارت تصحیح خطا برای معادله بالا برابر ۰/۱۵ بوده و مقدار آماره t متناظر آن ۴/۱۱ میباشد که نشان از معنی دار بودن آن دارد. از آنجا ضریب تخصیص خطا کمتر از یک و معنی دار می باشد بنابراین رابطه بدست آمده نشان دهنده یک تعادل باثبات می باشد. با توجه به این موضوع از وارد کردن دیگر متغیرها نظیر سرمایه انسانی، بی ثباتی و مخارج دولت خودداری میکنیم زیرا وارد کردن این متغیرها ممکن است که به رابطه بلندمدتی منجر گردد که در اینجا مدنظر نمی باشد. به طور مثال ممکن است که رابطه بلندمدتی میان درآمد سرآنه، سرمایه انسانی و سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی بدست آید. از طرفی دیگر با توجه به اینکه متغیر سرمایه گذاری مانا می باشد از اینرو نمی توان در این روش به امکان بررسی رابطه غیر مستقیم میان توسعه مالی و رشد درآمد سرآنه پرداخت.

نتیجه گیری و بحث

نتیجه بدست آمده این می باشد که در ایران، طی سال‌های ۸۵-۱۳۵۰ رابطه مثبت و معنی داری میان توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود ندارد چرا که رابطه بدست آمده نشان می دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه تاثیر منفی بر حجم نقدینگی) به عنوان یکی از شاخص های توسعه مالی) دارد و همچنین جهت رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی دو طرفه نمی باشد؛ و چون رابطه دو طرفی بین متغیرهای توسعه مالی و سرمایه گذاری وجود ندارد از اینرو امکان اثرات بازخور نیز در این مدل وجود ندارد.

جدول۶- آماره F پسران، شین و اسمیت برای ترکیبهای مختلف توسعه مالی، سرمایه گذاری و تولید سرانه

متغیر وابسته	متغیر مستقل				مقداربحرانی آماره F در سطح ۹۵ درصد	
	LNCGDP	LNPRIVY	INVRAT	LNM2	I(0)	I(1)
LNCGDP	–	۴/۴۸	۵/۷۸	۰/۳۹	۴/۹۳	۵/۷۶
LNPRIVY	۵/۴۵	–	۲/۳۹	۱/۵۳		
INVRAT	۶/۲۱	۷/۸۸	–	۹/۴۴		
LNM2	۸/۵۹	۴/۸۶	۲/۳۷	–		

یادداشت‌ها

1. Gold Smith
2. Shaw
3. Mckinnon
4. Tobin & Kinze
5. Levhari & Patinkin
6. Gold Smith
7. King & Levine
8. Benecivenga & Smith
9. Benecivenga & others
10. Levine & Zervos
11. Loayza, Beck,Levine
12. Chandana Kularatne
13. Riyoja & Valo
14. Kugler & Devoo
15. Ketteni and Theofanis
16. PESARAN,SHIN & SMITH

۱۷. توزیع آزمون f غیر استاندارد است. یک حد پائین و بالای بحرانی بوسیله پسران و شین و اسمیت (۱۹۹۶) ارائه شده است.

۱۸. مرتبه ARDL بر اساس معیار اطلاعات آکائیک (AIC) به منظور بدست آوردن عبارت خطای بدون تغییرات سیستماتیک انتخاب می شود.

19. Johansen and juselius 1990. Johansen. 1991
20. pesaran and shin 1995a,b, Pesaran, Shin and Smith 1996 Johansen and Juselius 1990, Wickens 1996, Greensiade, Hall and Henry 2000
21. R –Bar Squared
22. Banerjee
23. Dolado
24. Mestre

۲۵. مقادیر بحرانی آماره F و W در جداول (۲) و (۳) در انتهای همین فصل ارایه شده است.

فهرست منابع

۱) ابراهیمی؛فرزانه(۱۳۸۴)، بررسی سرمایه گذاری کل و سرمایه گذاری در زیر بخش ها، رساله کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد علامه طباطبایی

۲) اسماعیل زاده، علی (۱۳۸۶)، بررسی تأثیر سرکوب مالی با تأکید بر شاخص های عمق مالی بر سرمایه گذاری در ایران. پایان نامه دکتری دانشگاه آزاد اسلامی.

۳) باقری پرمهر، شعله(۱۳۸۷)، "بررسی شکست ساختاری در تعامل میان بخش مالی و رشد اقتصادی" . پایان نامه فوق لیسانس دانشگاه اقتصاد علامه طباطبائی.

۴) بن زینا و تریگوی(۲۰۰۲)" نقش عمق مالی در توسعه اقتصادی"، ترجمه مهدی تقوی

۵) ج. هاسلاگ و ج. کو (۲۰۰۲)" سرکوب مالی و توسعه مالی و رشد اقتصادی"، ترجمه مهدی تقوی

۶) جان اندبیو(۲۰۰۴) "عمق مالی و رشد اقتصادی و تویعه اقتصادی "، ترجمه مهدی تقوی

۷) ختایی، محمود و خاوری نژاد، ابوالفضل "(۱۳۷۸) رابطه بین گسترش بازارهای مالی و رشد اقتصادی"، مجموعه مقالات سیزدهمین کنفرانس پولی و ارزی.

۸) ر. استادرات(۱۹۹۳) " سرکوب مالی و توسعه اقتصادی : حرکت بسوی گزینه پساکینزی "، ترجمه مهدی تقوی

۹) سیفی پور رویا(۱۳۷۷) " بررسی تاثیر منابع مالی بلندمدت بر رشد اقتصادی ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی شماره ۲۴

۱۰) کازرونی، علیرضا (۱۳۸۲) "رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی"، مجموعه مقالات سیزدهمین کنفرانس پولی و ارزی

۱۱) کولاراتنه. ج (۲۰۰۱) " اثر عمق مالی بر رشد اقتصادی بلند مدت در کشورها با درآمد متوسط"، ترجمه مهدی تقوی

12) 1-Beck, T., Levine, R. and Loayza, N.,(2000), Finance and the Sources of Growth, Journal of Financial Economics, 58(1/2), 261-300.

13) Levine, R., Loayza, N. and Beck, T., (2000), Financial Intermediation and Growth:Causality and Causes, Journal of Monetary Economics, 46(1), 31-77. 1-Levine, R., 1997, Financial Development and Economic Growth, Journal of Economic Literature, 35(2), 688-726

14) Levine, R., 1998, The Legal Environment Banks, and Long-Run Economic Growth", Journalof Money, Credit and Banking, 30(3), 596-613.

15) Guryay Erdal , Safakli Okan Veli and Tuzel Behiye (2007),Financial Development and Economic Growth , Evidence from Northern Cyprus .Journal of Financial and Economics ISSN 1450-2887 Issue 8 .

16) Ketteni,Elena , Mamuneas. T,Savvides. A،5- Stengos. T (2007),Is Financial Development and Economic Growth Relationship Nonlinear? ,Economic Bulletin , VOL 15, No.14. pp 1-12

17) Chirstopoulos, Dimitris ,Tsionas,Efthymios, Financial Development and Economic Growth :Evidence from Panel Unit Root and Cointegration tests, Journal of Development Economics,73 (2004), 55-74.

18) Kar Muhsin and . Pentecost Eric. j (2000), Financial Development and Economic Growth in Turkey; Further Evidence on the Causality Issue.Economic Research paper, No. 00.27

19) Kularatne Chandana (2001),An Examination of the Impact of Financial Deepening on Long –run Econimic Growth. An Application of a VECM Structure to a Middle Income Country Context.TIPS,2001 Annaul Fotum.

20) Temple, J. (1999), "The New Growth Evidence", Journal of Economic Literature, 37: 112-156.

21) Tilly, R. (1967), "Germany, 1815-1870", In: Banking in the Early Stages of Industrialization: A

22) Study in Comparative Economic History, Eds: R. Cameron et al., New York: Oxford University Press: 151-182.

پیوست:

جدول۳- نتیجه آزمون F پسران، شین و هان برای حالتیکه درآن تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته است

Variable Addition Test (OLS case)

****

Dependent variable is DY

List of the variables added to the regression:

LNCGDP(-1) LNPRIVY(-1) LNE(-1) LNGOV(-1) INVRAT(-1) INTEREST(-1) LNM2(-1)

32 observations used for estimation from 1354 to 1385

****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INT	5.4016	6.4180	.84163[.412]
DLNPRIVY(-1)	-.67230	1.3330	-.50434[.620]
DLNCGDP(-1)	2.6927	1.8312	1.4705[.160]
DINVRAT(-1)	-.9835E-3	.0038375	-.25630[.801]
DLNGOV(-1)	1.9463	.95091	2.0468[.056]
DLNE(-1)	1.6686	3.5041	.47619[.640]

DINTEREST(-1)	.0024473	.0086499	.28293[.781]
DLNM2(-1)	1.5415	1.5861	.97190[.345]
LNCGDP(-1)	1.4024	1.6672	.84118[.412]
LNPRIVY(-1)	.36460	.76161	.47873[.638]
LNE(-1)	.66037	.59346	1.1128[.281]
LNGOV(-1)	-.0079212	.78786	-.010054[.992]
INVRAT(-1)	.0027637	.0058813	.46991[.644]
INTREST(-1)	-.0098827	.012505	-.79033[.440]
LNM2(-1)	1.0873	1.0246	1.0611[.303]

****

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(7)= 13.0631[.071]
Likelihood Ratio Statistic CHSQ(7)= 16.7880[.019]
F Statistic F(7, 17)= 1.6753[.182]

جدول ۴- نتایج آماره F پسران، شین و اسمیت برای متغیر وابسته اعتبارات تخصیص داده شده به بخش خصوصی (توسعه مالی)

Variable Addition Test (OLS case)

****

Dependent variable is DP
List of the variables added to the regression:
LNCGDP(-1) LNM2(-1) INVRAT(-1) LNPRIVY(-1)
31 observations used for estimation from 1355 to 1385

****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INT	6.9620	8.1800	.85110[.404]
DLNCGDP(-1)	-4.3956	3.0010	-1.4647[.157]
DLNM2(-1)	-3.7753	2.5913	-1.4570[.159]
DINVRAT(-1)	.0029022	.0069077	.42013[.678]
DLNPRIVY(-1)	2.2996	1.9020	1.2090[.239]
LNCGDP(-1)	2.1881	2.1048	1.0396[.310]
LNM2(-1)	1.2380	1.2691	.97553[.340]
INVRAT(-1)	-.0016914	.010444	-.16194[.873]
LNPRIVY(-1)	-2.0546	1.0974	-1.8722[.075]

****

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 5.1922[.268]
Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 5.6826[.224]
F Statistic F(4, 22)= 1.1065[.378]

جدول ۵- نتایج آماره F پسران، شین و اسمیت برای متغیر وابسته تفاضل حجم پول (توسعه مالی)

Variable Addition Test (OLS case)

****

Dependent variable is DM2
List of the variables added to the regression:
LNCGDP(-1) LNM2(-1) INVRAT(-1) LNPRIVY(-1)
31 observations used for estimation from 1355 to 1385

****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INT	2.8449	1.0869	2.6175[.016]
DLNCGDP(-1)	-.032134	.39875	-.080586[.936]
DLNM2(-1)	.4228E-3	.34431	.0012280[1.00]
DINVRAT(-1)	.5841E-3	.9178E-3	.63643[.531]
DLNPRIVY(-1)	-.064567	.25273	-.25548[.801]
LNCGDP(-1)	.72135	.27967	2.5793[.017]
LNM2(-1)	.096080	.16862	.56979[.575]
INVRAT(-1)	-.0021942	.0013878	-1.5811[.128]
LNPRIVY(-1)	-.069705	.14582	-.47803[.637]

****

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:
Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(4)= 12.1643[.016]
Likelihood Ratio Statistic CHSQ(4)= 15.4452[.004]
F Statistic F(4, 22)= 3.5519[.022]

****

جدول ۷- انتخاب وقفه بهینه برای روش یوهانسون

```
 Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model
**************************************************************************
Based on 30 observations from 1356 to 1385. Order of VAR = 4
List of variables included in the unrestricted VAR:
LNM2          LNCGDP          LNPRIVY
List of deterministic and/or exogenous variables:
INT
**************************************************************************
Order   LL       AIC      SBC          LR test        Adjusted LR test
  4   81.1719  42.1719  14.8486         ------            ------
  3   73.4350  43.4350  22.4170  CHSQ( 9)= 15.4739[.079]   8.7686[.459]
  2   71.0811  50.0811  35.3685  CHSQ( 18)= 20.1817[.323]  11.4363[.875]
  1   58.1175  46.1175  37.7104  CHSQ( 27)= 46.1088[.012]  26.1283[.511]
  0 -.0036276 -3.0036  -5.1054  CHSQ( 36)= 162.3511[.000]  91.9990[.000]
**************************************************************************
AIC=Akaike Information Criterion    SBC=Schwarz Bayesian Criterio
```

جدول ۸- نتایج آزمون تعین تعداد بردارهای روش یوهانسون

```
        Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
  Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix
**************************************************************************
31 observations from 1355 to 1385. Order of VAR = 2.
List of variables included in the cointegrating vector:
LNM2          LNCGDP          LNPRIVY          Intercept
List of eigenvalues in descending order:
.57189    .17289    .12200    .0000
**************************************************************************
Null   Alternative   Statistic   95% Critical Value   90% Critical Value
r = 0    r = 1       26.2994        22.0400              19.8600
r<= 1    r = 2        5.8843        15.8700              13.8100
r<= 2    r = 3        4.0333         9.1600               7.5300
**************************************************************************
Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).
     Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
       Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix
**************************************************************************
31 observations from 1355 to 1385. Order of VAR = 2.
List of variables included in the cointegrating vector:
LNM2          LNCGDP          LNPRIVY          Intercept
List of eigenvalues in descending order:
.57189    .17289    .12200    .0000
**************************************************************************
Null   Alternative   Statistic   95% Critical Value   90% Critical Value
r = 0    r>= 1       36.2170        34.8700              31.9300
r<= 1    r>= 2        9.9176        20.1800              17.8800
r<= 2    r = 3        4.0333         9.1600               7.5300
**************************************************************************
Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).
     Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria
**************************************************************************
31 observations from 1355 to 1385. Order of VAR = 2.
List of variables included in the cointegrating vector:
LNM2          LNCGDP          LNPRIVY          Intercept
List of eigenvalues in descending order:
.57189    .17289    .12200    .0000
**************************************************************************
Rank     Maximized LL      AIC          SBC          HQC
r = 0      54.4639        45.4639      39.0110      43.3604
r = 1      67.6136        52.6136      41.8587      49.1078
r = 2      70.5557        51.5557      37.9329      47.1150
r = 3      72.5724        51.5724      36.5155      46.6642
**************************************************************************
AIC = Akaike Information Criterion   SBC = Schwarz Bayesian Criterion
HQC = Hannan-Quinn Criterion
```

جدول ۹- رابطه تخمین زده شده به روش یوهانسون

```
stimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)
     Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
*************************************************************************
 31 observations from 1355 to 1385. Order of VAR = 2, chosen r =1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LNM2          LNCGDP          LNPRIVY          Intercept
*************************************************************************
                  Vector  1
 LNM2              -.92164
                  ( -1.0000)
 LNCGDP             -2.8895
                  ( -3.1351)
 LNPRIVY             .51221
                  (  .55576)
 Intercept        -11.3854
                  (-12.3534)
*************************************************************************
```

جدول ۱۰- نتایج حاصل از اعمال قید بیش از حد شناسا برای روش یوهانسون

```
        ML estimates subject to over identifying restriction(s)
    Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)
              Converged after 22 iterations
     Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
*************************************************************************
 31 observations from 1355 to 1385. Order of VAR = 2, chosen r =1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LNM2          LNCGDP          LNPRIVY          Intercept
*************************************************************************
 List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:
 A1=1    ; A3=0
*************************************************************************
                   Vector  1
 LNM2               1.0000
                  (  *NONE*)
 LNCGDP              4.8234
                  (  2.0253)
 LNPRIVYP            0.00
                  (  *NONE*)
 Intercept         19.6776
                  (  8.0115)
*************************************************************************
 LR Test of Restrictions        CHSQ( 1)=  2.0330[.154]
 DF=Total no of restrictions(2) - no of just-identifying restrictions(1)
 LL subject to exactly identifying restrictions=  67.6136
 LL subject to over-identifying restrictions=  66.5971
*************************************************************************
```